

第一章 绪 论

一、填空题：

1. 数量关系，经济理论，统计学，数学
2. 理论，确定，定量，随机
3. 数学方法
4. 理论，应用
5. 单方程模型，联立方程模型
6. 选择变量，确定变量之间的数学关系，拟定模型中待估计参数的数值范围
7. 解释变量
8. 外生经济，外生条件，外生政策，滞后被解释
9. 经济行为理论
10. 时间序列，截面数据，虚变量
11. 完整性，准确性，可比性，一致性
12. 对模型进行识别，估计方法的选择
13. 经济意义，统计，计量经济学，预测
14. 序列相关，异方差性，多重共线性
15. 结构分析，经济预测，政策评价，检验和发展经济理论
16. 弹性分析、乘数分析与比较静力分析

二、单选题：

1. B
2. C
3. C
4. B
5. B
6. B
7. A
8. B
9. B

三、多选题：

1. ABCD
2. ABCD
3. ABCD

四、名词解释：

1. 是经济学的一个分支学科，是以揭示经济活动中客观存在的数量关系为内容的分支学科。是经济理论、统计学和数学三者的结合。

2. 虚变量数据也称为二进制数据，一般取 0 或 1。虚变量经常被用在计量经济学模型中，以表征政策、条件等因素。

3. 是指两个以上的变量的样本观测值序列之间表现出来的随机数学关系，用相关系数来衡量。

4. 是指两个或两个以上变量在行为机制上的依赖性，作为结果的变量是由作为原因的变量所决定的，原因变量的变化引起结果变量的变化。因果关系有单向因果关系和互为因果关系之分。

五、简答题：

1. 答：

数理经济模型揭示经济活动中各个因素之间的理论关系，用确定性的数学方程加以描述。计量经济模型揭示经济活动中各个因素之间的定量关系，用随机性的数学方程加以描述。

2. 答：

- (1) 从计量经济学的定义看；
- (2) 从计量经济学在西方经济学科中的地位看；
- (3) 从计量经济学的研究对象和任务看；
- (4) 从建立与应用计量经济学模型的过程看。

3. 答：

- (1) 需要正确理解和把握所研究的经济现象中暗含的经济学理论和经济行为规律。
- (2) 要考虑数据的可得性。
- (3) 要考虑所以入选变量之间的关系，使得每一个解释变量都是独立的。

4. 答：

(1) 选择模型数学形式的主要依据是经济行为理论。

(2) 也可以根据变量的样本数据作出解释变量与被解释变量之间关系的散点图，作为建立理论模型的依据。

(3) 在某种情况下，若无法事先确定模型的数学形式，那么就要采用各种可能的形式试模拟，然后选择模拟结果较好的一种。

5. 答：

时间序列数据是一批按照时间先后排列的统计数据。截面数据是一批发生在同一时间截面上的调查数据。

6. 答：

成功的要素有三：理论、方法和数据。理论：所研究的经济现象的行为理论，是计量经济学研究的基础；方法：主要包括模型方法和计算方法是计量经济学研究的工具与手段，是计量经济学不同于其他经济学分支科学的主要特征；数据：反映研究对象的活动水平、相互间以及外部环境的数据，或更广义讲是信息，是计量经济学研究的原料。三者缺一不可。

7. 答：

相关关系是指两个以上的变量的样本观测值序列之间表现出来的随机数学关系，用相关系数来衡量。

因果关系是指两个或两个以上变量在行为机制上的依赖性，作为结果的变量是由作为原因的变量所决定的，原因变量的变化引起结果变量的变化。因果关系有单向因果关系和互为因果关系之分。

具有因果关系的变量之间一定具有数学上的相关关系。而具有相关关系的变量之间并不一定具有因果关系。

8. 答：

相关分析是判断变量之间是否具有相关关系的数学分析方法，通过计算变量之间的相关系数来实现。回归分析也是判断变量之间是否具有相关关系的一种数学分析方法，它着重判断一个随机变量与一个或几个可控变量之间是否具有相关关系。

第二章 单方程计量经济学模型理论与方法（上）

一、填空题：

1. 在解释变量中被忽略掉的因素的影响，变量观测值的观测误差的影响，模型关系的设定误差的影响，其他随机因素的影响

2. 零均值，同方差，无自相关，解释变量与随机误差项相互独立（或者解释变量为非随机变量）

3. 随机误差项，残差

4. $\min e^2 \quad \min (Y - \hat{Y})^2 \quad \min (Y - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 X)^2$

5. 有效性或者方差最小性

6. 线性，无偏性，有效性

7. 提高样本观测值的分散度，增大样本容量，提高模型的拟合优度

8. 3 个

9. 拟合优度检验、方程的显著性检验、变量的显著性检验

10. 被解释变量观测值与其均值，被解释变量其估计值与其均值，被解释变量观测值与其估计值

11. 模型中被解释变量与解释变量之间的线性关系在总体上是否显著成立

12. $n \geq 30$ 或至少 $n \geq 3(k+1)$

13. $n \geq 30$ 或至少 $n \geq 24$

14. 直接替换法、对数变换法和级数展开法。

15. $Y^* = 1/Y \quad X^* = 1/X$, $Y^* = \alpha + \beta X^*$

16. $Y^* = \ln(Y/(1-Y))$, $Y^* = \alpha + \beta X$

二、单选题：

1. B

2. D

3. B

4. C

5. A

6. B

7. A

8. B

9. A

10. B

11. B

12. C

13. D

14. D

- 15. A
- 16. C
- 17. A
- 18. C
- 19. D
- 20. D
- 21. C
- 22. C
- 23. A
- 24. D

三、多选题：

- 1. BEFH
- 2. BC
- 3. BC
- 4. ABC
- 5. ABCD
- 6. BCD
- 7. AD
- 8. DG ABCG G EF

四、名词解释：

- 1. 根据最小二乘原理得到的关于参数估计值的线性代数方程组。
- 2. 从最小二乘原理和最大或然原理出发，欲得到参数估计量，不管其质量如何，所要求的样本容量的下限。样本容量必须不少于模型中解释变量的数目（包括常数项），即 $n \geq k+1$ 。

五、简答题：

- 1. 答：

(1) 零均值，同方差，无自相关，解释变量与随机误差项相互独立（或者解释变量为非随机变量）

$$(2) \hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{t=1}^n x_t y_t}{\sum_{t=1}^n x_t^2}, \quad \hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}$$

(3) 线性即，无偏性即，有效性即

$$(4) \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{n-2}, \quad \text{其中 } \sum_{t=1}^n e_t^2 = \sum_{t=1}^n y_t^2 - \hat{\beta}_1^2 \sum_{t=1}^n x_t^2 - \hat{\beta}_0^2 \sum_{t=1}^n 1 - 2\hat{\beta}_0 \hat{\beta}_1 \sum_{t=1}^n x_t$$

2. 答:

$$(1) Y = XB + N;$$

$$Y = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_{n-1} \\ Y_n \end{pmatrix} = X \begin{pmatrix} 1 & X_{11} & X_{21} & \dots & X_{k1} \\ 1 & X_{12} & X_{22} & \dots & X_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1n} & X_{2n} & \dots & X_{kn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} B_0 \\ B_1 \\ B_2 \\ \vdots \\ B_{k-1} \\ B_k \end{pmatrix} + N = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 2 \\ \vdots \\ n-(k-1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} N_1 \\ N_2 \\ \vdots \\ N_{n-1} \\ N_n \end{pmatrix}$$

$$(2) Y = X\hat{B} + E;$$

$$(3) \hat{B} = (X'X)^{-1}X'Y.$$

3. 答:

从数学角度，引入随机误差项，将变量之间的关系用一个线性随机方程来描述，用随机数学的方法来估计方程中的参数；从经济学角度，客观经济现象是十分复杂的，是很难用有限个变量、某一种确定的形式来描述的，这就是设置随机误差项的原因。

4. 答:

随机误差项主要包括下列因素的影响:

- (1) 解释变量中被忽略的因素的影响;
- (2) 变量观测值的观测误差的影响;
- (3) 模型关系的设定误差的影响;
- (4) 其它随机因素的影响。

5. 答: 直接替换法、对数变换法和级数展开法。

6. 答:

(1) 随机误差项具有零均值。即

$$E(e_i) = 0 \quad i=1, 2, \dots, n$$

(2) 随机误差项具有同方差。即

$$\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 \quad i=1, 2, \dots, n$$

(3) 随机误差项在不同样本点之间是独立的，不存在序列相关。即

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad i \neq j \quad i, j=1, 2, \dots, n$$

(4) 解释变量 X_1, X_2, \dots, X_k 是确定性变量，不是随机变量，随机误差项与解释变量之间不相关。

即

$$\text{Cov}(X_j, \varepsilon_i) = 0 \quad j=1, 2, \dots, k \quad i=1, 2, \dots, n$$

(5) 解释变量之间不存在严重的多重共线性。

(6) 随机误差项服从零均值、同方差的正态分布。即

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad i=1, 2, \dots, n$$

7. 答：

最小二乘法的基本原理是当从模型总体随机抽取 n 组样本观测值后，最合理的参数估计量应该使得模型能最好地拟合样本数据。最大或然法的基本原理是当从模型总体随机抽取 n 组样本观测值后，最合理的参数估计量应该使得从模型中抽取该 n 组样本观测值的概率最大。

8. 答：

线性。所谓线性是指参数估计量 $\hat{\beta}_i$ 是 Y_i 的线性函数。

无偏性。所谓无偏性是指参数估计量 $\hat{\beta}_i$ 的均值（期望）等于模型参数值，即 $E(\hat{\beta}_0) = \beta_0$ ， $E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$ 。

有效性。参数估计量的有效性是指在所有线性、无偏估计量中，该参数估计量的方差最小。

9. 答：

所谓“最小样本容量”，即从最小二乘原理和最大或然原理出发，欲得到参数估计量，不管其质量如何，所要求的样本容量的下限。样本容量必须不少于模型中解释变量的数目（包括常数项）。即 $n \geq k + 1$

虽然当 $n \geq k + 1$ 时可以得到参数估计量，但除了参数估计量质量不好以外，一些建立模型所必须的后续工作也无法进行。一般经验认为，当 $n \geq 30$ 或者至少 $n \geq 3(k + 1)$ 时，才能说满足模型估计的基本要求。

10. 答：剔除样本容量和解释变量个数的影响。

11. 答：

区别：它们是从不同原理出发的两类检验。拟合优度检验是从已经得到估计的模型出发，检验它对样本观测值的拟合程度，方程显著性检验是从样本观测值出发检验模型总体线性关系的显著性。

联系：模型对样本观测值的拟合程度高，模型总体线性关系的显著性就强。可通过统计量之间的数量关

系来加以表示： $R^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} \frac{kF}{kF}$ 。

12. 答：

(1) 增大样本容量 n ；(2) 提高模型的拟合优度，减少残差平方和；(3) 提高样本观测值的分散度。

13. 答：

(1) 增大样本容量 n ；(2) 提高模型的拟合优度，减少残差平方和；(3) 提高样本观测值的分散度。

14. 答：

a 图呈无规律变化；b 图中当 X 增加时，随机误差项的方差也随之增大；c 图中随机误差项的方差与 X 的变化无关；d 图中当 X 增加时，随机误差项的方差与之呈 U 形变化。

六、一元计算题

某农产品试验产量 Y （公斤/亩）和施肥量 X （公斤/亩）7 块地的数据资料汇总如下：

$\sum X_i$	255	$\sum Y_i$	3050		
$\sum X_i^2$	1217.71	$\sum Y_i^2$	8371.429	$\sum X_i Y_i$	3122.857

后来发现遗漏的第八块地的数据： $X_8 = 20$ ， $Y_8 = 400$ 。

要求汇总全部 8 块地数据后分别用小代数解法和矩阵解法进行以下各项计算，并对计算结果的经济意义和统计意义做简要的解释。

1. 该农产品试验产量对施肥量 X （公斤/亩）回归模型 $Y = a + bX + u$ 进行估计。
2. 对回归系数（斜率）进行统计假设检验，信度为 0.05。
3. 估计可决系数并进行统计假设检验，信度为 0.05。
4. 计算施肥量对该农产品产量的平均弹性。
5. 令施肥量等于 50 公斤/亩，对农产品试验亩产量进行预测，信度为 0.05。
6. 令施肥量等于 30 公斤/亩，对农产品试验平均亩产量进行预测，信度为 0.01。

所需临界值在以下简表中选取：

$t_{0.025, 6} = 2.447$	$t_{0.025, 7} = 2.365$	$t_{0.025, 8} = 2.306$
$t_{0.005, 6} = 3.707$	$t_{0.005, 7} = 3.499$	$t_{0.005, 8} = 3.355$
$F_{0.05, 1, 7} = 5.59$	$F_{0.05, 2, 7} = 4.74$	$F_{0.05, 3, 7} = 4.35$
$F_{0.05, 1, 6} = 5.99$	$F_{0.05, 2, 6} = 5.14$	$F_{0.05, 3, 6} = 4.76$

小代数解法



首先汇总全部 8 块地数据:

$$\sum_{i=1}^8 X_i + \sum_{i=1}^7 X_i + X_8 = 255 + 20 = 275$$

$$\bar{X}_{(8)} = \frac{\sum_{i=1}^8 X_i}{n} = \frac{275}{8} = 34.375$$

$$\sum_{i=1}^7 X_i^2 + \sum_{i=1}^7 X_i^2 + 7\bar{X}_{(7)}^2 = 1217.71 + 7 \frac{255^2}{7} = 10507$$

$$\sum_{i=1}^8 X_i^2 + \sum_{i=1}^7 X_i^2 + X_8^2 = 10507 + 20^2 = 10907$$

$$\sum_{i=1}^8 X_i^2 - 8\bar{X}_{(8)}^2 = 10907 - 8 \frac{275^2}{8} = 1453.88$$

$$\sum_{i=1}^8 Y_i + \sum_{i=1}^7 Y_i + Y_8 = 3050 + 400 = 3450$$

$$\bar{Y}_{(8)} = \frac{\sum_{i=1}^8 Y_i}{n} = \frac{3450}{8} = 431.25$$

$$\sum_{i=1}^7 Y_i^2 + \sum_{i=1}^7 Y_i^2 + 7\bar{Y}_{(7)}^2 = 8371.429 + 7 \frac{3050^2}{7} = 1337300$$

$$\sum_{i=1}^8 Y_i^2 + \sum_{i=1}^7 Y_i^2 + Y_8^2 = 1337300 + 400^2 = 1497300$$

$$\sum_{i=1}^8 Y_i^2 - 8\bar{Y}_{(8)}^2 = 1497300 - 8 \left(\frac{3450}{8}\right)^2 = 9487.5$$

$$\sum_{i=1}^7 X_i Y_i + \sum_{i=1}^7 X_i Y_i + 7\bar{X}_{(7)}\bar{Y}_{(7)} = 3122.857 + 7 \frac{255}{7} \frac{3050}{7} = 114230$$

$$\sum_{i=1}^8 X_i Y_i + \sum_{i=1}^7 X_i Y_i + X_8 Y_8 = 114230 + 20 \cdot 400 = 122230$$

$$\sum_{i=1}^8 x_i y_i - 8 \bar{X} \bar{Y} = 122230 - 8 \times 34.375 \times 431.25 = 3636.25$$

1. 该农产品试验产量对施肥量 X (公斤/亩) 回归模型 $\hat{Y} = a + bX$ 进行估计

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^8 x_i y_i}{\sum_{i=1}^8 x_i^2} = \frac{3636.25}{1453.88} = 2.5011$$

$$\hat{a} = \bar{Y} - \hat{b} \bar{X} = 431.25 - 34.375 \times 2.5011 = 345.28$$

$$\hat{Y} = \hat{a} + \hat{b}X = 345.28 + 2.5011X$$

统计意义：当 X 增加 1 个单位，Y 平均增加 2.5011 个单位。

经济意义：当施肥量增加 1 公斤，亩产量平均增加 2.5011 公斤。

2. 对回归系数 (斜率) 进行统计假设检验，信度为 0.05。

$$\hat{s}_b^2 = \frac{\sum_{i=1}^8 y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^8 y_i)^2}{n} - \frac{\hat{b}^2 \sum_{i=1}^8 x_i^2}{k-1}}{n-k-1} = \frac{9487.5 - \frac{(431.25)^2}{8} - \frac{2.5011^2 \times 1453.88}{1}}{8-1-1} = 65.495$$

$$S_{\hat{b}} = \sqrt{\frac{\hat{s}_b^2}{\sum_{i=1}^8 x_i^2}} = \sqrt{\frac{65.495}{1453.88}} = 0.2122$$

$$H_0: b = 0 \quad H_1: b \neq 0$$

$$t = \frac{\hat{b} - b}{S_{\hat{b}}} = \frac{2.5011 - 0}{0.2122} = 11.7839$$

$$|t| > (2.447 = t_{0.025, 6})$$

∴ 拒绝假设 $H_0: b = 0$ ，接受对立假设 $H_1: b \neq 0$

统计意义：在 95% 置信概率下， $\hat{b} = 2.5011$ 与 $b=0$ 之间的差异不是偶然的， $\hat{b} = 2.5011$ 不是由 $b=0$ 这样的总体所产生的。

经济意义：在 95% 置信概率下，施肥量对亩产量的影响是显著的。

3. 估计可决系数并进行统计假设检验，信度为 0.05。

$$R^2 = \frac{\hat{b}^2 \sum_{i=1}^8 x_i^2}{\sum_{i=1}^8 y_i^2} = \frac{2.5011^2 \times 1453.88}{9487.5} = 0.9586$$

统计意义：在 Y 的总变差中，有 95.86% 可以由 X 做出解释。回归方程对于样本观测点拟合良好。

经济意义：在亩产量的总变差中，有 95.86% 是可以由施肥量做出解释的。

$$F = \frac{\frac{R^2/k}{1-R^2/n}}{\frac{1-R^2}{(k-1)}} = \frac{0.9586/1}{1-0.9586/8} = 138.859 \quad (5.99 \quad F_{0.05,1,6})$$

∴ 拒绝假设 $H_0: \beta_1 = 0$ 接受对立假设 $H_1: \beta_1 \neq 0$

统计意义：在 95% 的置信概率下，回归方程可以解释的方差与未被解释的方差之间的差异不是偶然的， $R^2 = 0.9586$ 不是由 $\beta_1 = 0$ 这样的总体产生的。

经济意义：在 95% 的置信概率下，施肥量对亩产量的解释作用是显著的。

4. 计算施肥量对该农产品产量的平均弹性。

$$- \hat{b} \frac{\bar{X}}{\bar{Y}} = 2.5011 \frac{34.375}{431.25} = 0.199$$

统计意义：就该样本而言， X 增加 1% 将使 Y 增加 0.199%。

经济意义：8 块地的施肥量每增加 1% 将使农产品产量增加 0.199%。

5. 令施肥量等于 50 公斤/亩，对农产品试验亩产量进行预测，信度为 0.05。

$$\hat{Y}_0 = \hat{a} + \hat{b}X_0 = 345.28 + 2.5011 \times 50 = 470.329 \quad (\text{公斤/亩})$$

$$S_{Y_0 \hat{Y}_0} = \sqrt{\hat{\sigma}^2 \left[1 + \frac{1}{n} \frac{X_0 - \bar{X}}{S_X^2} \right]} = \sqrt{65.495 \left[1 + \frac{1}{8} \frac{50 - 34.375}{1453.88} \right]} = 9.202$$

$$P \left(\hat{Y}_0 - t_{\alpha/2} (n-k-1) S_{Y_0 \hat{Y}_0} \leq Y_0 \leq \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2} (n-k-1) S_{Y_0 \hat{Y}_0} \right) = 1 - \alpha$$

$$P \left(470.329 - 2.447 \times 9.202 \leq Y_0 \leq 470.329 + 2.447 \times 9.202 \right) = 1 - 0.05$$

$$P \left(447.81 \leq Y_0 \leq 492.847 \right) = 0.95$$

统计意义：在 95% 的置信概率下，当 $X_0 = 50$ 时，区间 $[447.81, 492.847]$ 将包含总体真值 Y_0 。

经济意义：在 95% 的置信概率下，当施肥量为 50 公斤时，亩产量在 447.81 到 492.847 公斤之间。

6. 令施肥量等于 30 公斤/亩，对农产品试验平均亩产量进行预测，信度为 0.01。

$$\hat{Y}_0 = \hat{a} + \hat{b}X_0 = 345.28 + 2.5011 X_0 = 345.28 + 2.5011 \times 30 = 420.308 \text{ (公斤/亩)}$$

$$S_{\hat{Y}_0} = \sqrt{\hat{\sigma}^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{X_0 - \bar{X}}{\sum_{i=1}^n X_i^2} \right]} = \sqrt{65.495 \left[\frac{1}{8} + \frac{30 - 34.375}{1453.88} \right]} = 3.008$$

$$P \left(\hat{Y}_0 - t_{\frac{\alpha}{2}}(n-k-1) S_{\hat{Y}_0} \leq E(Y_0) \leq \hat{Y}_0 + t_{\frac{\alpha}{2}}(n-k-1) S_{\hat{Y}_0} \right) = 1 - \alpha$$

$$P(420.308 - 3.707 \times 3.008 \leq E(Y_0) \leq 420.308 + 3.707 \times 3.008) = 1 - 0.01$$

$$P(409.16 \leq E(Y_0) \leq 431.466) = 0.99$$

统计意义：在 99% 的置信概率下，当 $X_0 = 30$ 时，区间 $[409.16, 431.466]$ 将包含总体真值 $E(Y_0)$ 。

经济意义：在 99% 的置信概率下，当施肥量为 30 公斤时，平均亩产量在 409.16 到 431.466 公斤之间。

矩阵解法

首先汇总全部 8 块地数据：

$$\sum_{i=1}^8 X_i = \sum_{i=1}^7 X_i + X_8 = 255 + 20 = 275$$

$$\bar{X}_{(8)} = \frac{\sum_{i=1}^8 X_i}{n} = \frac{275}{8} = 34.375$$

$$\sum_{i=1}^7 X_i^2 = \sum_{i=1}^7 X_i^2 + 7 \bar{X}_{(7)}^2 = 1217.71 + 7 \times \left(\frac{255}{7}\right)^2 = 10507$$

$$\sum_{i=1}^8 X_i^2 = \sum_{i=1}^7 X_i^2 + X_8^2 = 10507 + 20^2 = 10907$$

$$\sum_{i=1}^8 X_i^2 = \sum_{i=1}^8 X_i^2 - 8 \bar{X}_{(8)}^2 = 10907 - 8 \times \left(\frac{275}{8}\right)^2 = 1453.88$$

$$\sum_{i=1}^8 Y_i = \sum_{i=1}^7 Y_i + Y_8 = 3050 + 400 = 3450$$

$$\bar{Y}_{(8)} = \frac{\sum_{i=1}^8 Y_i}{n} = \frac{3450}{8} = 431.25$$

$$\sum_{i=1}^7 Y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^7 Y_i)^2}{7} = 8371.429 + 7 \frac{3050^2}{7} = 1337300$$

$$\sum_{i=1}^8 Y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^8 Y_i)^2}{8} = 1337300 + 400^2 = 1497300$$

$$\sum_{i=1}^8 Y_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^8 Y_i)^2}{8} = 1497300 - 8 \left(\frac{3450}{8} \right)^2 = 9487.5$$

$$\sum_{i=1}^7 X_i Y_i - \frac{(\sum_{i=1}^7 X_i)(\sum_{i=1}^7 Y_i)}{7} = 3122.857 + 7 \frac{255}{7} \frac{3050}{7} = 114230$$

$$\sum_{i=1}^8 X_i Y_i - \frac{(\sum_{i=1}^8 X_i)(\sum_{i=1}^8 Y_i)}{8} = 114230 + 20 \cdot 400 = 122230$$

$$\sum_{i=1}^8 X_i Y_i - \frac{(\sum_{i=1}^8 X_i)(\sum_{i=1}^8 Y_i)}{8} = 122230 - 8 \cdot 34.375 \cdot 431.25 = 3636.25$$

1. 该农产品试验产量对施肥量 X (公斤/亩) 回归模型 $Y = a + bX$ 进行估计

$$Y = a + bX$$

$$\sum_{i=1}^n X_i X_i = \begin{matrix} 1 & 1 & & 1 \\ X_1 & X_2 & & X_n \end{matrix} = \begin{matrix} 1 & X_1 \\ 1 & X_1 \\ \dots & \dots \\ 1 & X_n \end{matrix} = \begin{matrix} n & X \\ X & X^2 \end{matrix} = \begin{matrix} 8 & 275 \\ 275 & 10907 \end{matrix}$$

$$\sum_{i=1}^n X_i X_i^{-1} = \begin{matrix} 8 & 275 \\ 275 & 10907 \end{matrix}^{-1} = \begin{matrix} 0.9378 & 0.0236 \\ 0.0236 & 0.0007 \end{matrix}$$

$$\sum_{i=1}^n X_i Y_i = \begin{matrix} 1 & 1 & & 1 \\ X_1 & X_2 & & X_n \end{matrix} \begin{matrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_n \end{matrix} = \begin{matrix} Y \\ YX \end{matrix} = \begin{matrix} 3450 \\ 122230 \end{matrix}$$

$$\hat{\beta} = \sum_{i=1}^n X_i X_i^{-1} \sum_{i=1}^n X_i Y_i = \begin{matrix} 0.9378 & 0.0236 \\ 0.0236 & 0.0007 \end{matrix} \begin{matrix} 3450 \\ 122230 \end{matrix} = \begin{matrix} 345.28 \\ 2.5011 \end{matrix}$$

$$\hat{Y} = \hat{a} + \hat{b}X = 345.28 + 2.5011 X$$

\hat{b} 的统计意义: 当 X 增加 1 个单位, Y 平均增加 2.5011 个单位。

\hat{b} 的经济意义: 当施肥量增加 1 公斤, 亩产量平均增加 2.5011 公斤。

2. 对回归系数（斜率）进行统计假设检验，信度为 0.05。

$$e_i^2 = Y_i Y_i - \hat{Y}_i^2$$

$$= \sum_{i=1}^n Y_i^2 - \sum_{i=1}^n \hat{Y}_i^2 = 152230 - 1496907 = 392.967$$

$$s_{\hat{b}}^2 = \frac{e^2}{n(k-1)} = \frac{392.967}{8(1-1)} = 65.495$$

$$s_{\hat{b}} = \sqrt{\frac{s_{\hat{b}}^2}{\sum_{i=1}^n X_i^2}} = \sqrt{\frac{65.495}{1453.88}} = 0.2122$$

$$H_0: b = 0 \quad H_1: b \neq 0$$

$$t = \frac{\hat{b} - b}{s_{\hat{b}}} = \frac{2.5011 - 0}{0.2122} = 11.7839$$

$$|t| > 2.447 = t_{0.025, 6}$$

∴ 拒绝假设 $H_0: b = 0$ ，接受对立假设 $H_1: b \neq 0$

统计意义：在 95% 置信概率下， $\hat{b} = 11.7839$ 与 $b=0$ 之间差异不是偶然的， $\hat{b} = 11.7839$ 不是由 $b=0$ 这样的总体所产生的。

经济意义：在 95% 置信概率下，施肥量对亩产量的影响是显著的。

3. 估计可决系数并进行统计假设检验，信度为 0.05。

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{Y}_i Y_i - n \bar{Y}^2}{\sum_{i=1}^n Y_i Y_i - n \bar{Y}^2} = \frac{1496907 - 8 \cdot 431.25^2}{152230 - 8 \cdot 431.25^2} = 0.9586$$

统计意义：在 Y 的总变差中，有 95.86% 可以由 X 做出解释。回归方程对于样本观测点拟合良好。

经济意义：在亩产量的总变差中，有 95.86% 是可以由施肥量做出解释的。

$$H_0: R^2 = 0 \quad H_1: R^2 > 0$$

$$F = \frac{\frac{R^2/k}{1 - R^2/n(k-1)}}{\frac{0.9586/1}{1 - 0.9586/8(1-1)}} = \frac{138.859}{5.99} = F_{0.05, 1, 6}$$

∴ 拒绝假设 $\sigma^2 = 0$ 接受对立假设 $\sigma^2 > 0$

统计意义：在 95% 的置信概率下，回归方程可以解释的方差与未被解释的方差之间的差异不是偶然的，

$R^2 = 0.9586$ 不是由 $\sigma^2 = 0$ 这样的总体产生的。

经济意义：在 95% 的置信概率下，施肥量对亩产量的解释作用是显著的。

4. 计算施肥量对该农产品产量的平均弹性。

$$- \hat{b} \frac{\bar{X}}{\bar{Y}} = 2.5011 \frac{34.375}{431.25} = 0.199$$

统计意义：就该样本而言， X 增加 1% 将使 Y 增加 0.199%。

经济意义：8 块地的施肥量每增加 1% 将使农产品产量增加 0.199%。

5. 令施肥量等于 50 公斤/亩，对农产品试验亩产量进行预测，信度为 0.05。

$$\hat{Y}_0 = \hat{a} + \hat{b}X_0 = 345.28 + 2.5011 X_0 = 345.28 + 2.5011 \times 50 = 470.329 \text{ (公斤/亩)}$$

$$S_{Y_0 \hat{Y}_0} = \sqrt{\hat{\sigma}^2 \left[1 + \frac{1}{n} + \frac{(X_0 - \bar{X})^2}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \right]} = \sqrt{65.495 \left[1 + \frac{1}{8} + \frac{(50 - 34.375)^2}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \right]} = 9.202$$

$$P \left(\hat{Y}_0 - \frac{t_{\alpha/2} (n-k-1) S_{Y_0 \hat{Y}_0}}{2} \leq Y_0 \leq \hat{Y}_0 + \frac{t_{\alpha/2} (n-k-1) S_{Y_0 \hat{Y}_0}}{2} \right) = 1 - \alpha$$

$$P \left(470.329 - 2.447 \times 9.202 \leq Y_0 \leq 470.329 + 2.447 \times 9.202 \right) = 1 - 0.05$$

$$P \left(447.81 \leq Y_0 \leq 492.847 \right) = 0.95$$

统计意义：在 95% 的置信概率下，当 $X_0 = 50$ 时，区间 $[447.81, 492.847]$ 将包含总体真值 Y_0

经济意义：在 95% 的置信概率下，当施肥量为 50 公斤时，亩产量在 447.81 到 492.847 公斤之间。

6. 令施肥量等于 30 公斤/亩，对农产品试验平均亩产量进行预测，信度为 0.01。

$$\hat{Y}_0 = \hat{a} + \hat{b}X_0 = 345.28 + 2.5011 \times 30 = 420.308 \text{ (公斤/亩)}$$

$$S_{\hat{Y}_0} = \sqrt{\hat{\sigma}^2 X_0 (X'X)^{-1} X_0'} = \sqrt{65.495 \times \begin{bmatrix} 1 & 30 \\ 0.9378 & 0.0236 \\ 0.0236 & 0.0007 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 1 \\ 30 \end{bmatrix}} = 3.008$$

$$P_{\hat{Y}_0} = \frac{\hat{Y}_0 - E(Y_0)}{S_{\hat{Y}_0}} \sim t_{(n-k-1)}$$

$$P_{420.308} = \frac{420.308 - E(Y_0)}{3.008} = 3.707 \quad P_{3.707} = 0.01$$

$$P_{409.16} = \frac{409.16 - E(Y_0)}{3.008} = -3.707 \quad P_{-3.707} = 0.01$$

统计意义：在 99% 的置信概率下，当 $X_0 = 30$ 时，区间 $[409.16, 431.466]$ 将包含总体真值 $E(Y_0)$

经济意义：在 99% 的置信概率下，当施肥量为 30 公斤时，平均亩产量在 409.16 到 431.466 公斤之间。

七、二元计算题

设某商品的需求量 Y （百件），消费者平均收入 X_1 （百元），该商品价格 X_2 （元）的统计数据如下：（至少保留三位小数）

$$\begin{aligned} Y &= 800 & X_1 &= 80 & X_2 &= 60 & X_1 X_2 &= 439 \\ Y^2 &= 67450 & X_1^2 &= 740 & X_2^2 &= 390 & YX_1 &= 6920 \\ YX_2 &= 4500 & n &= 10 & & & & \end{aligned}$$

经 TSP 计算部分结果如下：（表一、表二、表三中被解释变量均为 Y ， $n = 10$ ）

表一

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT	2-TAILED SIG
C	99.469295	13.472571	7.3830965	0.000
X1	2.5018954	0.7536147	3.3198600	0.013
X2	-6.5807430	1.3759059	-4.7828436	0.002
R-squared	0.949336	Mean of dependent var	80.00000	
Adjusted R-squared	0.934860	S.D. of dependent var	19.57890	
S.E of regression	4.997021	Sum of squared resid	174.7915	
Durbin-Watson stat	1.142593	F - statistics	65.58230	

表二

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT	2-TAILSIG
C	38.40000	8.3069248	4.6226493	0.002
X1	5.200000	0.9656604	5.3849159	0.001
R-squared	0.783768	Mean of dependent var		80.00000
Adjusted R-squared	0.756739	S.D. of dependent var		19.57890
S.E of regression	9.656604	Sum of squared resid		746.0000
Durbin-Watson stat	1.808472	F - statistics		28.99732

表三

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT	2-TAILSIG
C	140.0000	8.5513157	16.371750	0.000
X2	-10.00000	1.3693064	-7.3029674	0.000
R-squared	0.869565	Mean of dependent var		80.00000
Adjusted R-squared	0.853261	S.D. of dependent var		19.57890
S.E of regression	7.500000	Sum of squared resid		450.0000
Durbin-Watson stat	0.666667	F - statistics		53.33333

完成以下任务，并对结果进行简要的统计意义和经济意义解释（要求列出公式、代入数据及计算结果，计算结果可以从上面直接引用）。

(一)

1. 建立需求量对消费者平均收入、商品价格的线性回归方程并进行估计。
2. 对偏回归系数(斜率)进行检验，显著性水平 $\alpha = 0.05$ 。
3. 估计多重可决系数，以显著性水平 $\alpha = 0.05$ 对方程整体显著性进行检验。并估计校正可决系数。
4. 计算商品需求量分别与消费者平均收入和商品价格的偏相关系数。
5. 用 Beta 系数分析商品需求量对消费者平均收入的变化以及商品需求量对商品价格的变化哪个更敏感。
6. 需求量对收入的弹性以及需求量对价格的弹性分别是多少。

7. 假如提高消费者收入和降低价格是提高商品需求量的两种可供选择的手段，你将建议采用哪一个，为什么？

(二)

8. 建立需求量对消费者平均收入的回归方程并进行估计。

9. 估计可决系数，以显著性水平 $\alpha = 0.05$ 对方程整体显著性进行检验。

(三) 设消费者平均收入为 700 元、商品价格为 5 元

10. 用需求量对消费者平均收入、商品价格的回归方程，对需求量进行均值区间预测，显著性水平 $\alpha = 0.01$ 。

11. 在需求量对消费者平均收入的回归方程和需求量对商品价格的回归方程中，选择拟合优度更好的一个回归方程，对需求量进行均值区间预测，显著性水平 $\alpha = 0.01$ 。

12. 请对以上全部分析过程、结果和需要进一步解决的问题做出说明。

小代数解法

(一) 1. 建立需求量对消费者平均收入、商品价格的线性回归方程并进行估计。

$$\bar{Y} = \frac{\sum Y}{n} = \frac{800}{10} = 80 \quad \bar{X}_1 = \frac{\sum X_1}{n} = \frac{80}{10} = 8 \quad \bar{X}_2 = \frac{\sum X_2}{n} = \frac{60}{10} = 6$$

$$s_y^2 = \sum Y^2 - n\bar{Y}^2 = 67450 - 10 \cdot 80^2 = 3450$$

$$s_{x_1}^2 = \sum X_1^2 - n\bar{X}_1^2 = 740 - 10 \cdot 8^2 = 100$$

$$s_{x_2}^2 = \sum X_2^2 - n\bar{X}_2^2 = 390 - 10 \cdot 6^2 = 30$$

$$s_{yx_1} = \sum YX_1 - n\bar{Y}\bar{X}_1 = 6920 - 10 \cdot 80 \cdot 8 = 520$$

$$s_{yx_2} = \sum YX_2 - n\bar{Y}\bar{X}_2 = 4500 - 10 \cdot 80 \cdot 6 = -300$$

$$s_{x_1 x_2} = \sum X_1 X_2 - n\bar{X}_1 \bar{X}_2 = 439 - 10 \cdot 8 \cdot 6 = -41$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + u$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{s_{yx_1} s_{x_2}^2 - s_{yx_2} s_{x_1 x_2}}{s_{x_1}^2 s_{x_2}^2 - (s_{x_1 x_2})^2} = \frac{520 \cdot 30 - (-300) \cdot (-41)}{100 \cdot 30 - (-41)^2} = 2.501895$$

$$\hat{\beta}_2 = \frac{yX_2 - \frac{X_2}{X_1} yX_1}{X_2^2 - \frac{X_2}{X_1} X_1 X_2} = \frac{(300) - 100 \cdot (41) \cdot 520}{100 \cdot 30 - (41)^2} = -6.580743$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}_1 - \hat{\beta}_2 \bar{X}_2 = 80 - 2.501895 \cdot 8 - (-6.580743) \cdot 6 = 99.46929$$

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 = 99.46929 + 2.501895 X_1 - 6.580743 X_2$$

统计意义：当 X_2 保持不变， X_1 增加 1 个单位，Y 平均增加 2.50 单位；当 X_1 保持不变， X_2 增加 1 个单位，Y 平均减少 6.58 单位。

经济意义：当商品价格保持不变，消费者平均收入增加 100 元，商品需求平均增加 250 件；当消费者平均收入不变，商品价格升高 1 元，商品平均减少 658 件。

2. 对偏回归系数(斜率)进行检验，显著性水平 $\alpha = 0.05$ 。

$$e^2 = y^2 - \hat{y}_1^2 - \hat{y}_2^2 = 3450 - 2.501895^2 \cdot 520 - 6.580743^2 \cdot (-300) = 174.7915$$

$$\hat{\sigma}_2^2 = \frac{e^2}{n - k - 1} = \frac{174.7915}{10 - (2 - 1)} = 24.9702$$

$$S_{\hat{\beta}_1} = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_2^2 \cdot X_2^2}{X_1^2 \cdot X_2^2 - X_1 X_2^2}} = \sqrt{\frac{24.9702 \cdot 30}{100 \cdot 30 - (41)^2}} = 0.7536$$

$$S_{\hat{\beta}_2} = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_2^2 \cdot X_1^2}{X_1^2 \cdot X_2^2 - X_1 X_2^2}} = \sqrt{\frac{24.9702 \cdot 100}{100 \cdot 30 - (41)^2}} = 1.3759$$

$$H_0: \beta_1 = 0 \quad H_1: \beta_1 \neq 0$$

$$t = \frac{\hat{\beta}_1}{S_{\hat{\beta}_1}} = \frac{2.501895}{0.7536} = 3.3199$$

$$|t| > t_{0.025, 7} = 2.365$$

拒绝假设 $H_0: \beta_1 = 0$ ，接受对立假设 $H_1: \beta_1 \neq 0$

统计意义：在 95% 置信概率下， $\hat{\beta}_1 = 2.501895$ 与 $\beta_1 = 0$ 之间差异不是偶然的， $\hat{\beta}_1 = 2.501895$ 不是由 $\beta_1 = 0$ 这样的总体所产生的。

经济意义：在 95% 置信概率下，消费者平均收入对该商品的需求量的影响是显著的。

$$H_0: \beta_2 = 0 \quad H_1: \beta_2 \neq 0$$

$$t = \frac{\hat{\beta}_2}{S_{\hat{\beta}_2}} = \frac{6.580743}{1.3759} = 4.7827$$

$$|t| > t_{0.025, 7} = 2.365$$

拒绝假设 $H_0: \beta_2 = 0$, 接受对立假设 $H_1: \beta_2 \neq 0$

统计意义: 在 95% 置信概率下, $\hat{\beta}_2 = -6.5807$ 与 $\beta_2 = 0$ 之间的差异不是偶然的, $\hat{\beta}_2 = -6.5807$ 不是由 $\beta_2 = 0$ 这样的总体产生的。

经济意义: 在 95% 置信概率下, 商品价格对该商品的需求量的影响是显著的。

3. 估计多重可决系数, 以显著性水平 $\alpha = 0.05$ 对方程整体显著性进行检验。估计校正可决系数。

$$R^2 = \frac{\hat{y}^2}{y^2} = \frac{3275.2085}{3450} = 0.9493$$

统计意义: 在 Y 的总变差中, 有 94.93% 可以由 X_1, X_2 做出解释。回归方程对于样本观测点拟合良好。

经济意义: 在商品需求量的总变差中, 有 94.93% 是可以由消费者平均收入、商品价格做出解释的。

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0 \quad H_1: \beta_1 \neq 0 \text{ 或 } \beta_2 \neq 0$$

$$F = \frac{\frac{R^2/k}{1-R^2}}{\frac{n-k-1}{10-2-1}} = \frac{0.9493/2}{1-0.9493} = 65.5823 \quad 4.74 \quad F_{0.05, 2, 7}$$

所以, 拒绝假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$, 接受对立假设 $H_1: \beta_1 \neq 0 \text{ 或 } \beta_2 \neq 0$

统计意义: 在 95% 的置信概率下, 回归方程可以解释的方差与未被解释的方差之间的差异不是偶然的,

$R^2 = 0.9493$ 不是由 $\beta_1 = \beta_2 = 0$ 这样的总体产生的。

经济意义: 在 95% 的置信概率下, 消费者平均收入和该商品价格在整体上对商品需求量的解释作用是显著的。

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} (1-R^2) = 1 - \frac{10-1}{10-2-1} (1-0.9493) = 0.9349$$

统计意义: 用方差而不用变差, 考虑到自由度, 剔除解释变量数目与样本容量的影响, 使具有不同样本容量和解释变量数目的回归方程可以对拟合优度进行比较。

4. 计算商品需求量分别与消费者平均收入和商品价格的偏相关系数。

$$r_{X_1 X_2} = \frac{\sum_{i=1}^n X_{1i} X_{2i}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n X_{1i}^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n X_{2i}^2}} = \frac{41}{\sqrt{100} \sqrt{30}} = 0.7486$$

$$r_{YX_1} = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i X_{1i}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n Y_i^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n X_{1i}^2}} = \frac{520}{\sqrt{100} \sqrt{3450}} = 0.8853$$

$$r_{YX_2} = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i X_{2i}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n Y_i^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n X_{2i}^2}} = \frac{300}{\sqrt{30} \sqrt{3450}} = 0.9325$$

$$r_{YX_1 X_2} = \frac{r_{YX_1} r_{YX_2} r_{X_1 X_2}}{\sqrt{1 - r_{YX_2}^2} \sqrt{1 - r_{X_1 X_2}^2}} = \frac{0.8853 (0.9325) (0.7486)}{\sqrt{1 - (0.9325)^2} \sqrt{1 - (0.7486)^2}} = 0.7819$$

$$r_{YX_2 X_1} = \frac{r_{YX_2} r_{YX_1} r_{X_1 X_2}}{\sqrt{1 - r_{YX_1}^2} \sqrt{1 - r_{X_1 X_2}^2}} = \frac{0.9325 (0.8853) (0.7486)}{\sqrt{1 - (0.8853)^2} \sqrt{1 - (0.9325)^2}} = -0.8750$$

统计意义：在控制 X_2 的影响下， X_1 与 Y 的相关程度为 0.7819；在控制 X_1 的影响下， X_2 与 Y 的相关程度为-0.8750。

经济意义：在控制商品价格的影响下，消费者平均收入与商品需求量的相关程度为 0.7819；在控制消费者平均收入的影响下，商品价格与商品需求量的相关程度为-0.8750。

由于 $|r_{YX_1 X_2}| > |r_{YX_2 X_1}|$ ，所以商品价格要比消费者平均收入与商品需求量相关程度高。

5. 用 Beta 系数分析商品需求量对消费者平均收入的变化以及商品需求量对商品价格的变化哪个更敏感。

$$\hat{\beta}_1^* = \hat{\beta}_1 \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n X_{1i}^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n Y_i^2}} = 2.501895 \times \frac{\sqrt{100}}{\sqrt{3450}} = 0.4260$$

统计意义： X_1 增加一个标准差，将使 Y 增加 0.4260 个标准差。

经济意义：消费者平均收入每增加 1 个标准差，将使商品需求量增加 0.4260 个标准差。

$$\hat{\beta}_2^* = \hat{\beta}_2 \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n X_{2i}^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n Y_i^2}} = (-6.580743) \times \frac{\sqrt{30}}{\sqrt{3450}} = -0.6137$$

统计意义： X_2 增加一个标准差，将使 Y 减少 0.6137 个标准差。

经济意义：商品价格每增加 1 个标准差，将使商品需求量减少 0.6137 个标准差。

由于 $|\hat{\beta}_1^*| > |\hat{\beta}_2^*|$ 商品需求量对商品价格的变化要比商品需求量对消费者平均收入的变化更敏感。

6. 需求量对收入的弹性以及需求量对价格的弹性分别是多少。

$$-\hat{\frac{\bar{X}_1}{\bar{Y}}} = 2.501895 \cdot \frac{8}{80} = 0.2501895$$

统计意义：就该样本而言， X_1 增加 1% 将使 Y 增加 0.2501895%。

经济意义：就该样本而言，消费者平均收入每增加 1%，将使商品需求量增加 0.2501895%。

$$-\hat{\frac{\bar{X}_2}{\bar{Y}}} = (-6.580743) \cdot \frac{6}{80} = -0.4936$$

统计意义： X_2 增加 1%，将使 Y 减少 0.4936%。

经济意义：商品价格每增加 1%，将使商品需求量减少 0.4936%。

由于 $-\hat{\frac{\bar{X}_1}{\bar{Y}}}$ 商品需求量对商品价格的变化要比商品需求量对消费者平均收入的变化更敏感。

7. 假如提高消费者收入和降低价格是提高商品需求量的两种可供选择的手段，你将建议采用哪一个，为什么？

由于 $\hat{\frac{\bar{X}_1}{\bar{Y}}}$ 和 $-\hat{\frac{\bar{X}_2}{\bar{Y}}}$ ，商品需求量对商品价格的变化要比商品需求量对消费者平均收入的变化更敏感。

因此采用降低价格的手段对提高商品需求量的效果更好。

(二)

8. 建立需求量对消费者平均收入的回归方程并进行估计。

$$Y = a + bX_1$$

$$\hat{b} = \frac{\sum x_1 y}{\sum x_1^2} = \frac{520}{100} = 5.2$$

$$\hat{a} = \bar{Y} - \hat{b}\bar{X}_1 = 80 - 5.2 * 8 = 38.4$$

$$\hat{Y} = \hat{a} + \hat{b}X_1 = 38.4 + 5.2X_1$$

统计意义：当 X_1 增加 1 个单位， Y 平均增加 5.2 个单位。

经济意义：当消费者平均收入增加 100 元，该商品需求量平均增加 520 件。

9. 估计可决系数，以显著性水平 $\alpha = 0.05$ 对方程整体显著性进行检验。

$$R^2 = \frac{\hat{b}_1^2 \sum x_i^2}{\sum y_i^2} = \frac{(5.2)^2 \cdot 100}{3450} = 0.7838$$

统计意义：在 Y 的总变差中，有 78.38% 是可以由 X_1 做出解释的。回归直线对样本观测点拟合良好。

经济意义：在商品需求量中，有 78.38% 是可以由消费者平均收入做出解释的。

$$H_0: \beta_1 = 0 \quad H_1: \beta_1 \neq 0$$

$$F = \frac{\frac{R^2/k}{1-R^2/n}}{\frac{1-R^2}{n-k-1}} = \frac{\frac{0.7838/1}{1-0.7838/10}}{\frac{1-0.7838}{10-1}} = 28.9973 > 5.32 = F_{0.05,1,8}$$

所以，拒绝假设 $H_0: \beta_1 = 0$ ，接受对立假设 $H_1: \beta_1 \neq 0$

统计意义：在 95% 的置信概率下，回归方程可以解释的方差与未被解释的方差之间的差异是偶然的，

$R^2 = 0.7838$ 不是由 $\beta_1 = 0$ 这样的总体产生的。

经济意义：在 95% 的置信概率下，消费者平均收入对商品需求量的解释作用是显著的。

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} (1-R^2) = 1 - \frac{10-1}{10-1-1} (1-0.7838) = 0.7567$$

统计意义：用方差而不用变差，考虑到自由度，剔除解释变量数目与样本容量的影响，使具有不同样本容量和解释变量数目的回归方程可以对拟合优度进行比较。

(三) 设消费者平均收入为 700 元、商品价格为 5 元

10. 用需求量对消费者平均收入、商品价格的回归方程，对需求量进行均值区间预测，显著性水平 $\alpha = 0.01$ 。

$$\hat{Y}_0 = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{01} + \hat{\beta}_2 X_{02} = 99.46929 + 2.501895 \cdot 7 - 6.580743 \cdot 5 = 84.0788 \text{ (百件)}$$

$$S_{\hat{Y}_0} = \sqrt{\frac{1}{n} \left[\frac{\sum X_{01}^2}{n} - \frac{(\sum X_{01})^2}{n^2} + \frac{\sum X_{02}^2}{n} - \frac{(\sum X_{02})^2}{n^2} - \frac{2 \sum X_{01} X_{02}}{n} + \frac{2 \sum X_{01} \bar{X}_{02}}{n} - \frac{2 \sum X_{02} \bar{X}_{01}}{n} + \frac{(\sum \bar{X}_{01})^2}{n} + \frac{(\sum \bar{X}_{02})^2}{n} - \frac{2 \sum \bar{X}_{01} \bar{X}_{02}}{n} \right]}$$

$$= \sqrt{24.9702 \cdot \frac{1}{10} - \frac{7^2 \cdot 30}{100} - \frac{5^2 \cdot 6^2 \cdot 100}{100 \cdot 30} - \frac{2 \cdot 7 \cdot 8 \cdot 5}{(41)^2} + \frac{6 \cdot (41)}{(41)^2}} = 2.55155$$

$$P \left\{ \hat{Y}_0 - t_{\alpha/2}(n-k-1) S_{\hat{Y}_0} \leq E \hat{Y}_0 \leq \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2}(n-k-1) S_{\hat{Y}_0} \right\} = 1$$

$$P \begin{matrix} 84.0788 & 3.499 & 2.55155 & E(Y_0) & 84.0788 & 3.499 & 2.55155 & 1 & 0.01 \end{matrix}$$

$$P \begin{matrix} 75.151 & E(Y_0) & 93.007 & 0.99 \end{matrix}$$

统计意义：在 99% 的置信概率下，当 $X_{01} = 7$ ， $X_{02} = 5$ 时区间，75.151, 93.007 将包含总体真值 $E(Y_0)$ 。

经济意义：在 99% 的置信概率下，当消费者平均收入为 700 元，商品价格为 5 元，商品平均需求量在 7515 件到 9301 件之间。

11. 在需求量对消费者平均收入的回归方程和需求量对商品价格的回归方程中，选择拟合优度更好的一个回归方程，对需求量进行均值区间预测，显著性水平 $\alpha = 0.01$ 。

由于需求量对消费者平均收入的回归方程拟合优度 $R^2 = 0.7838$ 、 $\bar{R}^2 = 0.7567$ 均低于需求量对商品价格的回归方程拟合优度 $R^2 = 0.8696$ 、 $\bar{R}^2 = 0.8533$ ，故选择需求量对商品价格的回归方程进行预测。

$$\hat{Y} = \hat{a} + \hat{b}X_{02} = 140 - 10X_{02} + 90 \quad (\text{百件})$$

$$s^2 = \frac{y^2 - \frac{(\sum y)^2}{n} - \frac{b^2 \sum x^2}{k} - \frac{(\sum yx)^2}{n}}{n - k - 1} = \frac{3450 - \frac{(10)^2}{10} - \frac{30}{(1-1)}}{10 - 1 - 1} = 56.25$$

$$S_{\hat{Y}_0} = \sqrt{s^2 \left[\frac{1}{n} + \frac{X_0 - \bar{X}}{\sum X^2} \right]} = \sqrt{56.25 \left[\frac{1}{10} + \frac{5 - 6}{30} \right]} = 2.7386$$

$$P \begin{matrix} \hat{Y}_0 \pm t_{\alpha/2}(n-k-1) S_{\hat{Y}_0} & E(\hat{Y}_0) & \hat{Y}_0 \pm t_{\alpha/2}(n-k-1) S_{\hat{Y}_0} & 1 \end{matrix}$$

$$P \begin{matrix} 90 & 3.355 & 2.7386 & E(Y_0) & 90 & 3.355 & 2.7386 & 1 & 0.01 \end{matrix}$$

$$P \begin{matrix} 80.812 & E(Y_0) & 99.188 & 0.99 \end{matrix}$$

统计意义：在 99% 的置信概率下，当时 $X_{02} = 5$ ，区间，80.812, 99.188 将包含总体真值 $E(Y_0)$ 。

经济意义：在 99% 的置信概率下，商品价格为 5 元时商品平均需求量在 8081 到 9919 件之间。

12. 请对以上全部分析过程、结果和需要进一步解决的问题做出说明

	$\hat{Y} = 99.46929 - 2.501895 X_1 + 6.580743 X_2$	$\hat{Y} = 140 - 10 X_2$
R^2	0.9493	0.8696

$$\hat{Y} = 99.46929 + 2.508195 X_1 - 6.580743 X_2$$

统计意义：当 X_2 保持不变， X_1 增加 1 个单位，Y 平均增加 2.50 单位；当 X_1 保持不变， X_2 增加 1 个单位，Y 平均减少 6.58 单位。

经济意义：当商品价格保持不变，消费者平均收入增加 100 元，商品需求平均增加 250 件；当消费者平均收入不变，商品价格升高 1 元，商品平均减少 658 件。

2. 对偏回归系数(斜率)进行检验，显著性水平 $\alpha = 0.05$ 。

$$e^2 = E(Y - \hat{Y})^2$$

$$= \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - 99.46929 - 2.501895 X_{1i} + 6.58074 X_{2i})^2$$

$$= \sum_{i=1}^n Y_i^2 - 67275.2085$$

$$= 67450 - 67275.2085$$

$$= 174.7915$$

$$s^2 = \frac{e^2}{n - (k + 1)} = \frac{174.7915}{10 - (2 + 1)} = 24.9702$$

$$s_{\hat{\beta}_1} = \sqrt{s^2 \sum_{i=1}^n X_{1i}^2} = \sqrt{24.9702 \times 0.022745} = 0.7536$$

$$s_{\hat{\beta}_2} = \sqrt{s^2 \sum_{i=1}^n X_{2i}^2} = \sqrt{24.9702 \times 0.075815} = 1.3759$$

$$H_0: \beta_1 = 0 \quad H_1: \beta_1 \neq 0$$

$$t = \frac{\hat{\beta}_1}{s_{\hat{\beta}_1}} = \frac{2.501895}{0.7536} = 3.3199$$

$$|t| > t_{0.025, 7} = 2.365$$

拒绝假设 $H_0: \beta_1 = 0$ ，接受对立假设 $H_1: \beta_1 \neq 0$

统计意义：在 95% 置信概率下， $\hat{\beta}_1 = 2.501895$ 与 $\beta_1 = 0$ 之间的差异不是偶然的， $\hat{\beta}_1 = 2.501895$ 不是由 $\beta_1 = 0$ 这样的总体所产生的。

经济意义：在 95% 置信概率下，消费者平均收入对该商品的需求量的影响是显著的。

$$H_0: \beta_2 = 0 \quad H_1: \beta_2 \neq 0$$

$$t = \frac{\hat{\beta}_2}{S_{\hat{\beta}_2}} = \frac{6.580743}{1.3759} = -4.7827$$

$$|t| > t_{0.025, 7} = 2.365$$

拒绝假设 $H_0: \beta_2 = 0$, 接受对立假设 $H_1: \beta_2 \neq 0$

统计意义: 在 95% 置信概率下, $\hat{\beta}_2 = -6.5807$ 与 $\beta_2 = 0$ 之间的差异不是偶然的, $\hat{\beta}_2 = -6.5807$ 不是由 $\beta_2 = 0$ 这样的总体产生的。

经济意义: 在 95% 置信概率下, 商品价格对该商品的需求量的影响是显著的。

3. 估计多重可决系数, 以显著性水平 $\alpha = 0.05$ 对方程整体显著性进行检验。估计校正可决系数。

$$R^2 = \frac{\hat{X}'Y}{Y'Y} = \frac{67275.2085}{67450} = 0.9493$$

统计意义: 在 Y 的总变差中, 有 94.93% 可以由 X_1, X_2 做出解释。回归方程对于样本观测点拟合良好。

经济意义: 在商品需求量的总变差中, 有 94.93% 是可以由消费者平均收入、商品价格做出解释的。

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0 \quad H_1: \beta_1 \neq 0 \text{ 或 } \beta_2 \neq 0$$

$$F = \frac{\frac{R^2/k}{1-R^2/(n-k-1)}}{\frac{1-R^2}{10-(2-1)}} = \frac{0.9493/2}{0.9493/10} = 65.5823 > F_{0.05, 2, 7} = 4.74$$

所以, 拒绝假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$, 接受对立假设 $H_1: \beta_1 \neq 0 \text{ 或 } \beta_2 \neq 0$

统计意义: 在 95% 的置信概率下, 回归方程可以解释的方差与未被解释的方差的差异不是偶然的, $R^2 = 0.9493$ 不是由 $\beta_1 = \beta_2 = 0$ 这样的总体产生的。

经济意义: 在 95% 的置信概率下, 消费者平均收入和该商品价格在整体上对商品需求量的解释作用是显著的。

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} (1-R^2) = 1 - \frac{10-1}{10-(2-1)} (1-0.9493) = 0.9349$$

统计意义: 用方差而不用变差, 考虑到自由度, 剔除解释变量数目与样本容量的影响, 使具有不同样本容量和解释变量数目的回归方程可以对拟合优度进行比较。

4—7 题答案同小代数算法。

(二)

8. 建立需求量对消费者平均收入的回归方程并进行估计。

$$Y = a + bX_1$$

$$X'X = \begin{pmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1n} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} n & \sum X_1 \\ \sum X_1 & \sum X_1^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 10 & 80 \\ 80 & 740 \end{pmatrix}$$

$$X'X^{-1} = \begin{pmatrix} 0.74 & 0.08 \\ 0.08 & 0.01 \end{pmatrix}$$

$$X'Y = \begin{pmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1n} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum Y \\ \sum YX_1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 800 \\ 6920 \end{pmatrix}$$

$$\hat{\beta} = X'X^{-1}X'Y = \begin{pmatrix} 0.74 & 0.08 \\ 0.08 & 0.01 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 800 \\ 6920 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 38.4 \\ 5.2 \end{pmatrix}$$

$$\hat{Y} = \hat{a} + \hat{b}X_1 = 38.4 + 5.2X_1$$

\hat{b} 统计意义：当 X_1 增加 1 个单位， Y 平均增加 5.2 个单位。

\hat{b} 经济意义：当消费者平均收入增加 100 元，该商品需求量平均增加 520 件。

9. 估计可决系数，以显著性水平 $\alpha = 0.05$ 对方程整体显著性进行检验。

$$\hat{Y}'Y = 38.4 + 5.2 \frac{800}{6920} = 66704$$

$$R^2 = \frac{\hat{Y}'Y - n\bar{Y}^2}{Y'Y - n\bar{Y}^2} = \frac{66704 - 10 * 80^2}{67450 - 10 * 80^2} = 0.7838$$

统计意义：在 Y 的总变差中，有 78.38% 是可以由 X_1 做出解释的。回归直线对样本观测点拟合良好。

经济意义：在商品需求量中，有 78.38% 是可以由消费者平均收入做出解释的。

$$F_0 : F_{2, 0} \quad F_1 : F_{2, 0}$$

$$F = \frac{\frac{R^2/k}{1-R^2/n}}{\frac{1-R^2}{10-(1-1)}} = \frac{0.7838/1}{1-0.7838/10} = 28.9973 \approx 5.32 = F_{0.05,1,8}$$

所以，拒绝假设 $H_0: \sigma^2 = 0$ ，接受对立假设 $H_1: \sigma^2 > 0$

统计意义：在 95% 的置信概率下，回归方程可以解释的方差与未被解释的方差之间的差异不是偶然的，

$R^2 = 0.7838$ 不是由 $\sigma^2 = 0$ 这样的总体产生的。

经济意义：在 95% 的置信概率下，消费者平均收入对商品需求量的解释作用是显著的。

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-(k-1)}(1-R^2) = 1 - \frac{10-1}{10-(1-1)}(1-0.7838) = 0.7567$$

统计意义：用方差而不用变差，考虑到自由度，剔除解释变量数目与样本容量的影响，使具有不同样本容量和解释变量数目的回归方程可以对拟合优度进行比较。

(三) 设消费者平均收入为 700 元、商品价格为 5 元

10. 用需求量对消费者平均收入、商品价格的回归方程，对需求量进行均值区间预测，显著性水平 $\alpha = 0.01$ 。

$$\hat{Y}_0 = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{01} + \hat{\beta}_2 X_{02} = 99.46929 + 2.501895 \times 7 - 6.580743 \times 5 = 84.0788 \text{ (百件)}$$

$$S_{\hat{Y}_0} = \sqrt{\hat{\sigma}^2 X_0' (X'X)^{-1} X_0} = \sqrt{\begin{matrix} & & 7.269067 & 0.36846 & 0.79356 & 1 \\ 24.9702 & 1 & 7 & 5 & 0.36846 & 0.022745 & 0.031084 & 7 \\ & & 0.79356 & 0.031084 & 0.075815 & 5 \end{matrix}} = 2.55155$$

$$P_{\hat{Y}_0} = t_{(n-k-1)} S_{\hat{Y}_0} \leq E(Y_0) \leq t_{(n-k-1)} S_{\hat{Y}_0} + \hat{Y}_0$$

$$P_{84.0788 - 3.499 \times 2.55155 \leq E(Y_0) \leq 84.0788 + 3.499 \times 2.55155} = 1 - 0.01$$

$$P_{75.151 \leq E(Y_0) \leq 93.007} = 0.99$$

统计意义：在 99% 的置信概率下，当 $X_{01} = 7$ ， $X_{02} = 5$ 时区间 $[75.151, 93.007]$ 将包含总体真值 $E(Y_0)$ 。

经济意义：在 99% 的置信概率下，当消费者平均收入为 700 元，商品价格为 5 元，商品平均需求量在 7515 件到 9301 件之间。

11. 在需求量对消费者平均收入的回归方程和需求量对商品价格的回归方程中，选择拟合优度更好的一个回归方程，对需求量进行均值区间预测，显著性水平 $\alpha = 0.01$ 。

由于需求量对消费者平均收入的回归方程拟合优度 $R^2 = 0.7838$ 、 $\bar{R}^2 = 0.7567$ 均低于需求量对商品价格的回归方程拟合优度 $R^2 = 0.8696$ 、 $\bar{R}^2 = 0.8533$ ，故选择需求量对商品价格的回归方程进行预测。

$$\hat{Y} = \hat{a} + \hat{b}X_{02} \quad 140 \quad 10 \quad 5 \quad 90 \quad (\text{百件})$$

$$X'X = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ X_{21} & X_{22} & X_{2n} & 1 \\ 1 & X_{21} & X_{2n} & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} n & X_2 \\ X_2 & X_2^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 10 & 60 \\ 60 & 390 \end{pmatrix}$$

$$X'X^{-1} = \begin{pmatrix} 1.3 & 0.2 \\ 0.2 & 0.0333 \end{pmatrix}$$

$$X'Y = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ X_{21} & X_{22} & X_{2n} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ Y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Y \\ YX_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 800 \\ 4500 \end{pmatrix}$$

$$\hat{B} = X'X^{-1}X'Y = \begin{pmatrix} 1.3 & 0.2 & 800 & 140 \\ 0.2 & 0.0333 & 4500 & 10 \end{pmatrix}$$

$$e^2 = Y'Y - \hat{B}'X'Y$$

$$= \begin{pmatrix} Y_1 & Y_2 & Y_n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ Y_n \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 140 & 10 \\ 800 & 4500 \end{pmatrix}$$

$$= Y_2 - 67000 = 67450 - 67000 = 450$$

$$\hat{\sigma}_2^2 = \frac{e^2}{n - (k - 1)} = \frac{450}{10 - (1 - 1)} = 56.25$$

$$S_{\hat{Y}_0} = \sqrt{\hat{\sigma}_2^2 X_0' (X'X)^{-1} X_0} = \sqrt{56.25 \begin{vmatrix} 1 & 5 \\ 0.2 & 0.0333 \end{vmatrix}} = 2.7386$$

$$P \left(\hat{Y}_0 - t_{\alpha/2} (n-k-1) S_{\hat{Y}_0} \leq E(Y_0) \leq \hat{Y}_0 + t_{\alpha/2} (n-k-1) S_{\hat{Y}_0} \right) = 1 - \alpha$$

$$P_{90} \quad 3.355 \quad 2.7386 \quad E(Y_0) \quad 90 \quad 3.355 \quad 2.7386 \quad 1 \quad 0.01$$

$$P_{80.812} \quad E(Y_0) \quad 99.188 \quad 0.99$$

统计意义：在 99% 的置信概率下，当时 $X_2 = 5$ ，区间 $[80.812, 99.188]$ 将包含总体真值 $E(Y_0)$ 。

经济意义：在 99% 的置信概率下，商品价格为 5 元时商品平均需求量在 8081 到 9919 件之间。

12. 请对以上全部分析过程、结果和需要进一步解决的问题做出说明

	$\hat{Y} = 99.46929 + 2.501895 X_1 + 6.580743 X_2$	$\hat{Y} = 140 - 10 X_2$
R^2	0.9493	0.8696
\bar{R}^2	0.9349	0.8533
\hat{Y}_0	84.0788	90
预测 区间 全距	17.856 (= 93.0067 - 75.151)	18.3761 (= 99.188 - 80.812)

结论：需求量对商品价格、消费者平均收入的回归方程总的来说优于需求量对商品价格的回归方程。在整个分析过程中未对多重共线性、异方差和自相关进行检验和处理。

第二章 单方程计量经济学模型理论与方法（下）

一、填空题：

1. 多重共线性
2. 判定系数检验法
3. 排除引起共线性的变量，差分法
4. 广义最小二乘法
5. $E(X_i) = 0$
6. 随机解释变量

$$7. \quad Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_k X_{ki} + Z_i$$

8. 有偏，渐近无偏

9. $\hat{\beta} = Z'X^{-1}ZY$ ，工具变量矩阵

10. 异方差

11. 序列相关

二、单选题：

1. B

2. A

3. A

4. B

5. B

6. C

7. D

8. C

9. D

10. A

11. D

12. D

13. B

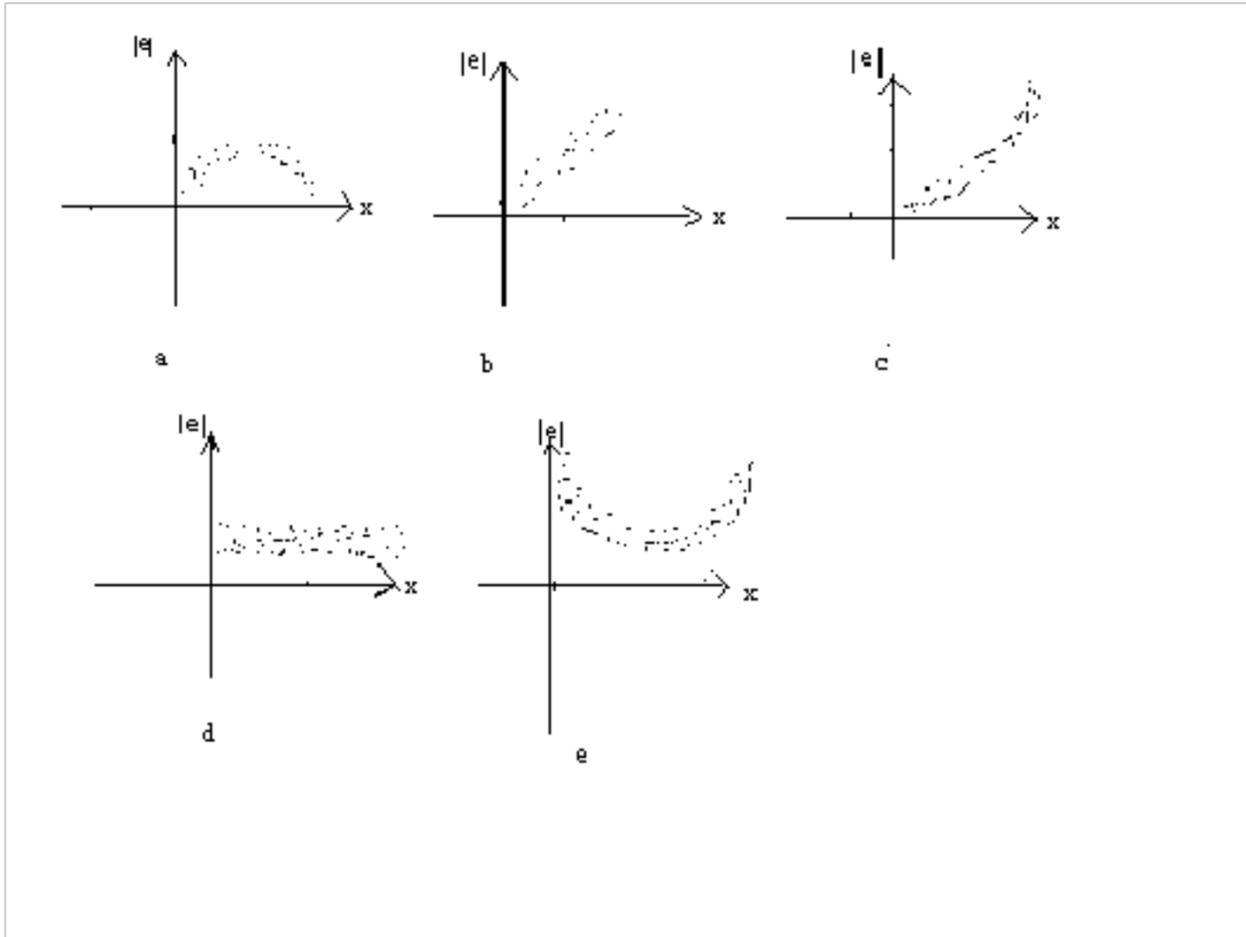
14. D

15. D

16. C

17. D

18. e



三、多选题：

1. AD
2. AB
3. BCD
4. ABC
5. CD
6. DF
7. ACD
8. BD

四、名词解释：

1. 在模型估计过程中被作为工具使用，以替代模型中与随机误差项相关的随机解释变量。

五、简答题：

1. 答：

对于模型

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + e_i \quad i=1, 2, \dots, n$$

其基本假设之一是解释变量 X_1, X_2, \dots, X_k 是互相独立的。如果某两个或多个解释变量之间出现了相关性，则称为多重共线性。如果存在

$$c_1 X_{1i} + c_2 X_{2i} + \dots + c_k X_{ki} = 0 \quad i=1, 2, \dots, n$$

其中 c 不全为 0，即某一个解释变量可以用其它解释变量的线性组合表示，则称为完全共线性。

2. 答：

(1) 完全共线性下参数估计量不存在

(2) 一般共线性下普通最小二乘法参数估计量无偏，但方差较大。

(3) 参数估计量经济含义不合理。参数并不反映各自与被解释变量之间的结构关系，而是反映它们对被解释变量的共同影响。

3. 答：主要有判定系数检验法和逐步回归检验法。

4. 答：主要有两类排除引起共线性的变量，差分法。

5. 答：

对于模型

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \epsilon_i \quad i=1, 2, \dots, n$$

同方差性假设为：

$$\text{Var}(\epsilon_i) = \sigma^2 \text{ 常数} \quad i=1, 2, \dots, n$$

如果出现

$$\text{Var}(\epsilon_i) = \sigma_i^2 = f(X_i) \quad i=1, 2, \dots, n$$

即对于不同的样本点，随机误差项的方差不再是常数，而互不相同，则认为出现了异方差性。

6. 答：

(1) 参数估计量仍然具有无偏性，但非有效，在大样本情况下仍不具有 consistency。

(2) 变量的显著性检验失去意义。

(3) 模型的预测失效。

7. 答：

主要有图示检验法、等级相关系数法、戈里瑟检验、巴特列特检验、戈德菲尔特—夸特检验等。

8. 答：

由于异方差性，相对于不同的样本点，也就是相对于不同的解释变量观测值，随机误差项具有不同的方差，那么检验异方差性，也就是检验随机误差项的方差与解释变量观测值之间的相关性。各种检验方法就是

在这个思路下发展起来的。

9. 答：加权最小二乘法。

10. 答：

对于模型

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \quad i=1, 2, \dots, n$$

随机误差项互相独立的基本假设表现为：

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad i \neq j, \quad i, j=1, 2, \dots, n$$

如果对于不同的样本点，随机误差项之间不再是完全互相独立，而是存在相关关系，即

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i \varepsilon_j) \neq 0 \quad i \neq j, \quad i, j=1, 2, \dots, n$$

则认为出现了自相关性。

11. 答：

- (1) 参数估计量仍然具有无偏性，但非有效，在大样本情况下仍不具有 consistency。
- (2) 变量的显著性检验失去意义。
- (3) 模型的预测失效。

12. 答：图示检验法、冯诺曼比检验法、回归检验法、D. W. 检验等。

13. 答：

- (1) 回归模型必须含有截距项；
- (2) 解释变量必须是非随机的；
- (3) 解释变量中不能包含被解释变量的滞后期；
- (4) 不能用于联立方程模型中各方程组的自相关检验；
- (5) 只适用于随机误差项存在一阶自回归形式的自相关检验；
- (6) DW 检验存在两个不能确定是否存在自相关的范围，目前还没有比较好的解决办法。

14. 答：

由于自相关性，相对于不同的样本点，随机误差项之间不再是完全互相独立，而是存在相关关系，那么检验自相关性，也就是检验随机误差项之间的相关性。各种检验方法就是在这个思路下发展起来的。

15. 答：广义最小二乘法、差分法。

16. 答：

- (1) 与所替代的随机解释变量高度相关；

(2) 与随机误差项不相关;

(3) 与模型中其他解释变量不相关, 以避免出现多重共线性。

17. 答:

所谓虚假序列相关问题, 是指模型的序列相关性是由于省略了显著的解释变量而引致的。避免产生虚假序列相关性的措施是在开始时建立一个“一般”的模型, 然后逐渐剔除确实不显著的变量。

第三章 模型中特殊解释变量(上)——虚拟变量

一、单选题

1. B

2. A

3. D

4. C

5. A

6. D

7. A

8. D

二、简答题

略

三、分析题

1.

答: 发生完全多重共线性问题, 参数不能用最小二乘法进行估计。

2.

答:

(1) -0.1647 表示咖啡的价格每提高 1% , 咖啡需求量将下降 0.1647% ;

0.5115 表示人均可支配收入每提高 1% , 咖啡需求量将提高 0.5115% ;

0.1483 表示茶的价格每提高 1% , 咖啡需求量将提高 0.1483% 。

(2) 咖啡的需求是缺乏价格弹性的

(3) 咖啡和茶是替代品

(4) -0.0089 表示每季度咖啡需求量平均下降 0.0089% 。

(5) 虚拟变量用来区别各个季度卡费需求量不同的季节效应。

(6) D_{2t} 在统计上是显著的

(7) 咖啡的需求存在季节效应

3.

答:

(1) 选择第二个模型。因为不同的性别，身高与体重的关系是不同的，并且从模型的估计结果看出，性别虚拟变量统计上是显著的。

(2) 如果选择了提一个模型，会发生异方差问题。

(3) D 的系数 23.8238 说明当学生身高每增加 1 英寸时，男生比女生的体重平均多 23.8238 磅。

4. 考虑如下回归模型:

(1) b_4 的含义是既是男性又是白人的大学教师，与男性非白人以及白人女性的大学教师年收入的平均差异。

$$(2) E(Y_t | D_2=1, D_3=1, X_t) = (\beta_0 + \beta_1 D_2 + \beta_2 D_3 + \beta_4) X_t$$

5.

答:

$$C = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 D_1 + \beta_3 D_2 + \beta_4 D_3 + \beta_5 D_4 + \beta_6 D_5 + \beta_7 D_6$$

其中: $D_1 = \begin{cases} 1 & \text{汉族} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, $D_2 = \begin{cases} 1 & \text{蒙古族} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, $D_3 = \begin{cases} 1 & \text{满族} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$,

$D_4 = \begin{cases} 1 & \text{南方} \\ 0 & \text{北方} \end{cases}$, $D_5 = \begin{cases} 1 & \text{研究生} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, $D_6 = \begin{cases} 1 & \text{本科} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$ 。

6.

答:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 D_1 + \beta_3 D_2 + \beta_4 D_3 X + \beta_5 D_3 + \beta_6 D_3 X + \beta_7 D_4 + \beta_8 D_4 X$$

其中: $D_1 = \begin{cases} 1 & \text{城市} \\ 0 & \text{农村} \end{cases}$, $D_2 = \begin{cases} 1 & \text{春季} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, $D_3 = \begin{cases} 1 & \text{夏季} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, $D_4 = \begin{cases} 1 & \text{秋季} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$ 。

7.

答:

$$Q_t = \beta_0 + \beta_1 I_t + \beta_2 P_t + \beta_3 D_t$$

其中： $D_t = \begin{cases} 1 & P_0 \\ 0 & P_0 \end{cases}$

8.

答：

(1) 估计此模型

Dependent Variable: S

Method: Least Squares

Included observations: 16

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4767.750	324.0365	14.71362	0.0000
D2	912.2500	458.2569	1.990696	0.0698
D3	1398.750	458.2569	3.052327	0.0100
D4	2909.750	458.2569	6.349605	0.0000
R-squared	0.778998	Mean dependent var	6072.938	
Adjusted R-squared	0.723747	S.D. dependent var	1233.022	
S.E. of regression	648.0731	Akaike info criterion	15.99820	
Sum squared resid	5039985.	Schwarz criterion	16.19135	
Log likelihood	-123.9856	F-statistic	14.09937	
Durbin-Watson stat	1.272709	Prob(F-statistic)	0.000308	

(2) 解释 b_1, b_2, b_3, b_4

$\hat{b}_1 = 4767.750$ ，表示第一季度服装销售额平均为 4767.750 百万元；

$\hat{b}_2 = 912.2500$ ，表示第二季度服装销售额比第一季度服装销售额平均多 912.2500 百万元；

$\hat{b}_3 = 1398.750$ ，表示第三季度服装销售额比第一季度服装销售额平均多 1398.750 百万元；

$\hat{b}_4 = 2909.750$ ，表示第三季度服装销售额比第一季度服装销售额平均多 2909.750 百万元；

9.

(1) 如果认为季度影响使利润平均值发生变异，应当如何引入虚拟变量？

$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 D_{1t} + \beta_3 D_{2t} + \beta_4 D_{3t} + \epsilon_t$

$D_1 = \begin{cases} 1 & \text{第一季度} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$ ， $D_2 = \begin{cases} 1 & \text{第二季度} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$ ， $D_3 = \begin{cases} 1 & \text{第三季度} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.822253	2.064070	3.305243	0.0037
X	0.034516	0.012565	2.746988	0.0128
D1	0.069517	0.716844	0.096976	0.9238
D2	1.230108	0.691302	1.779407	0.0912
D3	-0.022688	0.695464	-0.032623	0.9743
R-squared	0.411720	Mean dependent var	12.37500	
Adjusted R-squared	0.287872	S.D. dependent var	1.408437	
S.E. of regression	1.188548	Akaike info criterion	3.366393	
Sum squared resid	26.84026	Schwarz criterion	3.611821	
Log likelihood	-35.39671	F-statistic	3.324391	
Durbin-Watson stat	0.561582	Prob(F-statistic)	0.031787	

(2) 如果认为季度影响使利润对销售额的变化率发生变异，应当如何引入虚拟变量？

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 D_{1t} + \beta_3 D_{2t} + \beta_4 D_{3t} + \beta_5 X_t + \beta_6 D_{1t} X_t + \beta_7 D_{2t} X_t + \beta_8 D_{3t} X_t + \epsilon_t$$

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.089682	1.926717	3.679669	0.0016
X	0.032534	0.012281	2.649076	0.0158
D1X	0.000841	0.004728	0.177856	0.8607
D2X	0.008072	0.004408	1.831402	0.0828
D3X	0.000357	0.004472	0.079734	0.9373
R-squared	0.405329	Mean dependent var	12.37500	
Adjusted R-squared	0.280135	S.D. dependent var	1.408437	
S.E. of regression	1.194987	Akaike info criterion	3.377199	
Sum squared resid	27.13188	Schwarz criterion	3.622627	
Log likelihood	-35.52639	F-statistic	3.237605	
Durbin-Watson stat	0.636060	Prob(F-statistic)	0.034788	

(3) 如果认为上述两种情况都存在，又应当如何引入虚拟变量？

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 D_{1t} + \beta_3 D_{2t} + \beta_4 D_{3t} + \beta_5 X_t + \beta_6 D_{1t} X_t + \beta_7 D_{2t} X_t + \beta_8 D_{3t} X_t + \epsilon_t$$

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.64163	4.306622	2.470993	0.0251
X	0.010595	0.026786	0.395551	0.6977

D1	-5.519406	5.753082	-0.959383	0.3516
D1X	0.036281	0.037615	0.964524	0.3491
D2	-1.749428	5.787286	-0.302288	0.7663
D2X	0.018432	0.036674	0.502578	0.6221
D3	-6.449159	5.909676	-1.091288	0.2913
D3X	0.041225	0.037784	1.091047	0.2914
R-squared	0.461720	Mean dependent var	12.37500	
Adjusted R-squared	0.226222	S.D. dependent var	1.408437	
S.E. of regression	1.238927	Akaike info criterion	3.527570	
Sum squared resid	24.55904	Schwarz criterion	3.920255	
Log likelihood	-34.33084	F-statistic	1.960612	
Durbin-Watson stat	0.505368	Prob(F-statistic)	0.125422	

第三章 模型中的特殊解释变量（下）——滞后变量

一、名词解释：

1. 滞后变量：过去时期的、对当前被解释变量产生影响的变量。滞后变量可分为滞后解释变量和滞后被解释变量。
2. 滞后变量模型：包含滞后变量的回归模型。
3. 分布滞后模型：滞后变量模型中无滞后被解释变量，解释变量对被解释变量的影响分布在解释变量不同时期的滞后值上。
4. 有限分布滞后模型：滞后期长度有限的分布滞后模型。
5. 无限分布滞后模型：滞后期长度无限的分布滞后模型。
6. 短期影响乘数：当期解释变量的系数，也称为即期乘数、短期乘数，表示短期影响和短期效果。
7. 延期过渡性乘数：各滞后期解释变量的系数，也称为中期乘数、动态乘数。
8. 长期影响乘数：所有解释变量的系数之和，也称为长期乘数、总分布乘数，表示解释变量变动一个单位时，由于滞后效应而形成的对被解释变量总的影响。
9. 自适应预期假设：经济活动主体会根据自己过去在做预期时所按错误的程度，来修正以后时期的预期，即按照过去预测偏差的某一比例对于其进行修正。
10. 自回归模型：仅包括解释变量的当前期和被解释变量的若干滞后期的滞后变量模型。

二、简答题：

1. 滞后变量模型的作用是什么？

答：

(1) 由于社会经济的发展、经济行为的形成与演变在很大程度上都与前妻的经济活动密切相关，滞后变量模型可以更全面、客观地描述经济现象，提高模型的拟合程度。

(2) 滞后变量模型可以反映过去的经济活动对现期经济行为的影响，从而描述了经济活动的运动过程，使模型成为动态模型。

(3) 滞后变量模型可以模拟分析经济系统的变化和调整过程。

2. 有限分布滞后模型估计的困难是什么？

答：

(1) 损失自由度。

(2) 产生多重共线性。

(3) 滞后长度难以确定。

3. 什么是经验加权估计法？常见的滞后结构类型有那几种？

答：

根据实际经济问题的特点及经验判断，对滞后变量赋予一定的权数，构成各滞后变量的线性组合，形成新的变量，再用最小二乘法进行估计。其基本思路是减少模型中被估计的参数个数。

常见的滞后结构类型有：递减滞后结构、不变滞后结构和 A 型滞后结构。

4. 经验加权估计法的优缺点、通常做法是什么？

答：

优点是简单易行、不损失自有度、避免多重共线性和参数估计具有一致性等。缺点是设路全书的主观随意性较大，要求对实际问题的特征具有比较透彻的了解。通常的做法是多选几组权数分别进行估计，根据检验统计量选取最佳方程。

5. 什么是阿尔蒙估计法？其基本原理是什么？

答：

利用有限多项式来减少待估参数的数量，以减少多重共线性和参数估计中的自由度损失。其基本原理是，如果有限分布滞后模型

$$Y_t = a + b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + \dots + b_k X_{t-k} + U_t$$

中的参数 b_i ($i = 1, 2, \dots, k$) 的分布可以近似地用一个关于 i 的低阶多项式表示，就可以利用多项式减少模型中的参数。

6. 阿尔蒙估计法多项式的次数如何确定？

答：

依据经济理论和实际经验加以确定。之后结构为递减型和常数型时选择一次多项式，倒 V 型选择二次多项式，有两个转向点时选择三次多项式。在实际应用中，一般取 2 或 3，很少超过 4。

7. 阿尔蒙估计法滞后期长度如何确定？

答：

可以依据经济理论和实际经验加以确定，也可以通过一些统计检验辅助确定。常用的统计检验有：相关系数、校正可决系数和施瓦兹准则。

8. 阿尔蒙估计法的特点和缺点是什么？

答：

特点是原理巧妙、简单、实用，具有充分柔性，有效消除了自由度损失问题。缺点是需要事先确定滞后期长度和多项式次数，如何确定比较困难，实际确定往往带有主观性。

9. 9. 什么是几何分布滞后模型？

答：

如果无限分布滞后模型：

$$Y_t = a + b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + \dots + U_t$$

中的参数 b_i 是按几何级数列衰减的，即

$$b_i = b_0 \lambda^i \quad (0 < \lambda < 1, i = 1, 2, \dots)$$

其中， b_0 为常数，公比 λ 为待估参数，则称为几何分布滞后模型，（也称 Koyck 模型）。

几何分布滞后模型的基本假设是：随着滞后期的增加，滞后变量对被解释变量的影响越来越小。这一假定在很多情况下是合理的。

10. 什么是考伊克变换？

答：

将几何分布滞后模型

$$Y_t = a + b_0 X_t + b_0 \lambda X_{t-1} + b_0 \lambda^2 X_{t-2} + \dots + U_t$$

变形为

$$Y_t = a(1 - \lambda) + b_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + U_t^*$$

其中， $U_t^* = U_t - \lambda U_{t-1}$ ，称为考伊克变换。

11. 考伊克变换的意义是什么？

答：

考伊克变换将无限分布滞后模型变成只有 X_t 和 Y_{t-1} 的自回归模型，模型结构极大简化，最大限度地保证了自由度，解决了滞后长度难以确定的问题。 X_t 和 Y_{t-1} 之间的线性相关程度将低于 X 各期数值之间的线性相关程度，缓解了多重共线性。

12. 考伊克模型的特点是什么？

答：

(1) λ 称为分布滞后衰退率， λ 越小，衰退速度越快。

(2) b_0 为短期影响乘数， $b_i = b_0 \lambda^i$ 为延期过渡性影响乘数， b_i 之和等于 $b_0 / (1 - \lambda)$ 为长期影响乘数。

(3) 模型只有 X_t 和 Y_{t-1} 两个解释变量，缓解了多重共线性。

(4) 模型只有 a 、 b_0 和 λ 三个待估参数，解决了无限分布滞后模型由于包含无限个参数无法估计的问题。

13. 考伊克模型的缺陷是什么？

答：

(1) 滞后影响按固定比率递减的假定对某些经济变量不适用。

(2) 误差项 $U_t^* = U_t - \lambda U_{t-1}$ 存在自相关，与 Y_{t-1} 相关，给模型参数估计带来新困难。

14. 什么是预期模型？难点是什么？如何解决？

答：

某些经济变量的变化会受到另一些经济变量预期的影响，计量分析这类经济关系可以将解释变量预期值引入模型。难点是如何获取解释变量预期值，大多数情况下预期值是一个无法直接观察的变量。实际应用中往往对预期形成机理作出假定。

15. 什么是自适应预期模型？是如何解决预期模型难点的？

答：

如果被解释变量主要受某个预期变量的影响，预期变量的变化满足自适应预期假设，则被解释变量的变化可以用考伊克模型（几何分布滞后模型）来描述，称为自适应预期模型。

模型中预期变量不可观测的难题在自适应预期假设下，通过将模型转换为只含变量实际值的自回归模型，可以利用实际观测数据估计所需参数来解决。

16. 什么是滞后现象？产生滞后现象的原因主要有哪些？

答：

解释变量和被解释变量的因果联系可能不在同时发生，在这一过程中通常有时间滞后，解释变量需要通过一段时间才能完全作用与被解释变量。由于经济活动的连续性，被解释变量的当前变化往往受到自身过去取值水平的影响。被解释变量受自身或其它经济变量前期水平的影响称为滞后现象。

产生滞后现象主要是由于经济变量自身、决策者心理、技术和制度的原因。

17. 考伊克模型、自适应预期模型和局部调整模型有何异同？模型估计会存在哪些困难？如何解决？

答：

三种模型的最终形式都是一阶自回归模型。区别一是导出模型的经济背景与思想不同，二是由于模型形成机理不同导致随机误差项结构不同，给模型估计带来一定影响。考伊克模型和自适应预期模型不满足古典假定，古典最小二乘法估计是有偏非一致估计，可用工具变量法和搜索估计法缓解误差项与滞后被解释变量之间的相关。

18. 检验一阶自回归模型随机误差项是否存在自相关，为什么用德宾—h 检验而不用 D—W 检验？

答：

一阶自回归模型在事实上存在自相关的情况下，D—W 检验值总是在 2 附近，得出不存在自相关的判断，因此用德宾—h 检验而不用 D—W 检验。

19. 什么是局部调整模型？

答：

在有些经济活动中，为了适应解释变量的变化，被解释变量有一个预期的最佳值与之对应，即解释变量的现值影响被解释变量的预期值，被解释变量的期望值是同期解释变量线性函数的模型称为局部调整模型。

$$Y_t^* = a + X_t + u。$$

20 什么是局部调整假设？

答：

由于技术、制度和心理等因素的限制，被解释变量的期望值在短时期内是难以实现的，从而也是不可观测的。局部调整假设认为：被解释变量的实际变化仅仅是与其变化的一部分： $Y_t - Y_{t-1} = \delta (Y_t^* - Y_{t-1})。$

三、单选题：

1. d
2. c
3. b
4. c

5. a

6. d

7. b

8. d

9. a

10. c

11. d

四、计算题和分析题：

1. 1.

解： $\hat{a} = 0.85$ $\hat{b}_0 = \hat{a}_0 = 0.5$

$$\hat{b}_1 = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 + \hat{a}_2 = 0.5 + 0.45 - 0.10 = 0.85$$

$$\hat{b}_2 = \hat{a}_0 + 2\hat{a}_1 + 4\hat{a}_2 = 0.5 + 2 \times 0.45 - 4 \times 0.10 = 1$$

$$\hat{b}_3 = \hat{a}_0 + 3\hat{a}_1 + 9\hat{a}_2 = 0.5 + 3 \times 0.45 - 9 \times 0.10 = 0.95$$

$$\hat{b}_4 = \hat{a}_0 + 4\hat{a}_1 + 16\hat{a}_2 = 0.5 + 4 \times 0.45 - 16 \times 0.10 = 0.7$$

$$\hat{b}_5 = \hat{a}_0 + 5\hat{a}_1 + 25\hat{a}_2 = 0.5 + 5 \times 0.45 - 25 \times 0.10 = 0.25$$

X 对 Y 的短期影响乘数为 $\hat{b}_0 = 0.5$

X 对 Y 的长期影响乘数为 $b_i = 0.5 + 0.85 + 1 + 0.95 + 0.7 + 0.25 = 4.25$

X 对 Y 的各期延期过渡性乘数分别为： $\hat{b}_1 = 0.85$ ， $\hat{b}_2 = 1$ ， $\hat{b}_3 = 0.95$ ，

$\hat{b}_4 = 0.7$ ， $\hat{b}_5 = 0.25$ 。

2. 2.

解： $\hat{a} = 0.5$ $\hat{b}_0 = \hat{a}_0 = 0.81$

$$\hat{b}_1 = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 + \hat{a}_2 = 0.81 + 0.35 - 0.40 = 0.76$$

$$\hat{b}_2 = \hat{a}_0 + 2\hat{a}_1 + 4\hat{a}_2 = 0.81 + 2 \times 0.35 - 4 \times 0.40 = -0.09$$

$$\hat{b}_3 = \hat{a}_0 + 3\hat{a}_1 + 9\hat{a}_2 = 0.81 + 3 \times 0.35 - 9 \times 0.40 = -1.74$$

X 对 Y 的短期影响乘数为 $\hat{b}_0 = 0.81$

X 对 Y 的长期影响乘数为 $\hat{b}_i = 0.81 + 0.76 - 0.09 - 1.74 = -0.26$

X 对 Y 的各期延期过渡性乘数分别为: $\hat{b}_1 = 0.76$, $\hat{b}_2 = -0.09$, $\hat{b}_3 = -1.74$

3. 3.

解: ①③④⑤生产设备使用率对通货膨胀率的短期影响为 0.1408, 长期影响为 0.3768 (= 0.1409 + 0.2360)。

②生产设备使用率对通货膨胀率的短期影响为 \hat{b}_2 , 长期影响为 $\hat{b}_2 / (1 - \hat{b}_3)$ 。

4. 4.

解: 投资的短期影响乘数为 0.6, 表示当期收入 Y_t 每变化一个单位, 投资平均变化 0.6 个单位。

投资的长期影响乘数为 2.0 (= 0.6 + 0.8 + 0.4 + 0.2), 表示收入 Y 每变化一个单位, 由于滞后效应投资平均变化合计为 2 个单位。

消费的短期影响乘数为 0.58, 表示当期收入 Y_t 每变化一个单位, 投资平均变化 0.58 个单位。

消费的长期影响乘数约为 0.659 (= 0.58 / (1 - 0.22)), 表示收入 Y 每变化一个单位, 由于滞后效应消费平均变化合计为 0.659 个单位。

5. 5.

解: ls y c pdl(x, 3, 2)

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 02/26/05 Time: 23:04

Sample(adjusted): 1978 1994

Included observations: 17 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.419601	2.130157	-3.013675	0.0100
PDL01	1.156862	0.195928	5.904516	0.0001
PDL02	0.065752	0.176055	0.373472	0.7148
PDL03	-0.460829	0.181199	-2.543216	0.0245
R-squared	0.996230	Mean dependent var		81.97653
Adjusted R-squared	0.995360	S.D. dependent var		27.85539
S.E. of regression	1.897384	Akaike info criterion		4.321154

Sum squared resid	46.80087	Schwarz criterion	4.517204
Log likelihood	-32.72981	F-statistic	1145.160
Durbin-Watson stat	1.513212	Prob(F-statistic)	0.000000

Lag	i	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	
Distribution of X					
.	*	0	0.63028	0.17916	3.51797
.	*	1	1.15686	0.19593	5.90452
.	*	2	0.76178	0.17820	4.27495
*	.	3	-0.55495	0.25562	-2.17104
Sum of Lags		1.99398	0.06785	29.3877	

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 02/26/05 Time: 23:13

Sample(adjusted): 1978 1994

Included observations: 17 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.419601	2.130157	-3.013675	0.0100
Z0	0.630281	0.179160	3.517969	0.0038
Z1	0.987410	0.525307	1.879682	0.0827
Z2	-0.460829	0.181199	-2.543216	0.0245

R-squared	0.996230	Mean dependent var	81.97653
Adjusted R-squared	0.995360	S.D. dependent var	27.85539
S.E. of regression	1.897384	Akaike info	4.321154
		critierion	

Sum squared resid	46.80087	Schwarz criterion	4.517204
Log likelihood	-32.72981	F-statistic	1145.160
Durbin-Watson stat	1.513212	Prob(F-statistic)	0.000000

$$Y_t = a + b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + b_3 X_{t-3} + u_t$$

$$= -6.419601 + 0.63028X_t + 1.15686X_{t-1} + 0.76178X_{t-2} - 0.55495X_{t-3} + u_t$$

6.

解: ①ls cons c i

Dependent Variable: CONS

Method: Least Squares

Date: 02/27/05 Time: 12:07

Sample: 1970 1987

Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-215.5513	34.17468	-6.307341	0.0000
I	1.007318	0.015714	64.10408	0.0000
R-squared	0.996122	Mean dependent var	1954.783	
Adjusted R-squared	0.995879	S.D. dependent var	307.5279	
S.E. of regression	19.74147	Akaike info	8.907759	
		critereion		
Sum squared resid	6235.611	Schwarz criterion	9.006690	
Log likelihood	-78.16983	F-statistic	4109.333	
Durbin-Watson stat	1.302084	Prob(F-statistic)	0.000000	

ls cons c i ar(1)

Dependent Variable: CONS

Method: Least Squares

Date: 02/27/05 Time: 12:10

Sample(adjusted): 1971 1987

Included observations: 17 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 4 iterations

以上内容仅为本文档的试下载部分，为可阅读页数的一半内容。如要下载或阅读全文，请访问：<https://d.book118.com/945231140243012003>